



F U N D A Ç Ã O
GETULIO VARGAS

EPGE

Escola de Pós-Graduação
em Economia

Ensaio Econômico

Escola de

Pós Graduação

em Economia

da Fundação

Getúlio Vargas

Nº 640

ISSN 0104-8910

***Impacto do PIS e da COFINS na Inflação:
Uma Abordagem Econométrica Usando o
Teste de Janela Variável***

***Rubens Penha Cysne, João Victor Issler, Luiz Renato
Régis de Oliveira Lima***

Dezembro de 2006

Os artigos publicados são de inteira responsabilidade de seus autores. As opiniões neles emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista da Fundação Getulio Vargas.

Impacto do PIS e da COFINS na Inflação: Uma Abordagem Econométrica Usando o Teste de Janela Variável

Rubens Penha Cysne¹

João Victor Issler²

Luiz Renato Régis de Oliveira Lima³

1-Introdução

As leis 10.637/2002 e 10833/2003 introduziram modificações no regime de cálculo e nas alíquotas, respectivamente, do PIS e da COFINS. O regime de cálculo passou a ser, salvo exceções⁴, sobre o valor adicionado na produção de cada setor, e não mais sobre o valor bruto da produção. As alíquotas passaram de 0,65% para 1,65%, no caso do PIS, e de 3,0% para 7,6%, no caso da COFINS. As datas efetivas nas quais tais modificações legislativas entraram em vigor foram, respectivamente, Janeiro de 2003 e Janeiro de 2004.

O objetivo principal deste trabalho é testar se a mudança na legislação tributária relativa ao COFINS, como descrita acima, teria tido efeitos estatisticamente comprováveis na dinâmica da inflação; caso positivo, restaria ainda responder à pergunta de quando estes efeitos teriam se materializado.

No que diz respeito aos efeitos econômicos da modificação do PIS-COFINS citadas acima, a literatura nacional já apresenta algumas contribuições. Dentre estas, podem-se destacar as de Kume (2004), Alves et al. (2005) e Coelho e Cury (2006). Nenhum destes trabalhos, entretanto, utiliza métodos estatísticos para estudar a os reflexos da modificação

¹ Professor da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas (EPGE/FGV). E. mail: rubens@fgv.br

² Professor e Diretor de Pesquisas da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas (EPGE/FGV). E. mail: jissler@fgv.br

³ Professor da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas (EPGE/FGV). E. mail: luizr@fgv.br

⁴ As exceções no caso do PIS englobaram diferentes setores da economia, incluindo o setor financeiro, firmas sujeitas ao SIMPLES ou à taxação sobre lucro presumido e firmas localizadas na Zona Franca de Manaus. No caso do COFINS, além de terem ficado de fora os setores acima, permitiu-se também a opção entre o novo regime (taxação sobre valor adicionado com alíquotas mais elevadas) e o antigo regime (taxação sobre faturamento bruto com alíquotas menores) para alguns setores produtivos, incluindo os de saúde, telecomunicações e educação. Legislação posterior (Lei 10865/2004) estendeu a reforma às importações, o que foi também, posteriormente, objeto de exceções pontuais.

da legislação tributária em questão sobre as taxas de variação dos índices de preços. Kume (2004) utiliza um modelo multisetorial com preços fixos baseado em dados do IBGE para estimar, com maior ênfase, a variação da proteção doméstica. Por outro lado, tanto Alves et al. quanto e Coelho e Cury utilizam modelos determinísticos de equilíbrio geral, mais apropriados ao estudo de outras questões.

Uma das possíveis dificuldades de se implementar um teste econométrico de quebra estrutural de um modelo de inflação diz respeito à data da possível reação dos preços como consequência da mudança de legislação. Como os agentes econômicos são racionais e antecipam de forma ótima os efeitos futuros de mudanças das leis fiscais, um analista poderia concluir que somente o anúncio das medidas levaria a uma mudança imediata nos preços, de forma antecipada. Entretanto, a legislação brasileira não permite que alguns produtos-chave tenham mudanças de preço mais de uma vez por ano, o que pode impedir a antecipação da mudança de preços desta forma.

A racionalidade dos agentes e a legislação brasileira sobre reajustes de preços implicam em incerteza quanto à potencial data da mudança de preços como consequência da Lei 10.833/2003. Nesse contexto, há a necessidade de se usarem técnicas econométricas que vislumbrem esse tipo de incerteza, ou seja, onde a data da quebra estrutural dos modelos seja desconhecida. Isso descarta o uso de um dos mais notórios testes da literatura – o teste de Chow (1960) – pois, nesse caso, o momento da quebra estrutural é conhecido com certeza. Nesse aspecto, a técnica de Andrews (1993), ao permitir a determinação endógena, pelo modelo, do momento possível da quebra estrutural, encaixa-se perfeitamente ao problema.

O ponto de partida é um modelo econométrico básico (ou, mesmo, uma gama deles), tentando-se modelar o nível e a dinâmica da inflação no Brasil. A partir da estimativa desses modelos, pergunta-se se os parâmetros associados a estes são ou não constantes ao longo do tempo.

O restante desse artigo está dividido da seguinte forma. A seção 2 apresenta o teste de Andrews. A seção 3 descreve a operacionalização do teste, com a apresentação dos modelos econométricos básicos cujos parâmetros serão testados, bem como com uma ligeira discussão sobre o cálculo das estatísticas de teste e de suas respectivas distribuições. A quarta seção apresenta os dados sobre inflação usados nos testes. A quinta seção apresenta os resultados empíricos. A última seção apresenta as conclusões.

2-Introdução ao Teste de Andrews (1993)

Andrews (1993) apresenta um teste para modificações estruturais de um conjunto de parâmetros pertinentes a um modelo não linear. A quebra pode envolver todos os parâmetros sendo estimados, ou apenas um subconjunto próprio dos mesmos. Dois pontos principais deste teste são a sua larga aplicabilidade e o fato de a possível data de quebra estrutural do modelo ser endogenamente determinada.

O método aplica-se a todas as técnicas de estimação que podem ser vislumbradas sob o ponto de vista de um arcabouço de Método dos Momentos Generalizados (Hansen, (1982)), aí incluídos vários tipos de mínimos quadrados, métodos não lineares, métodos de máxima verossimelhança, pseudo máxima verossimelhança etc. Sob a hipótese nula de não haver quebra estrutural, os dados podem ser estacionários ou não estacionários. Os testes desenvolvidos por Andrews incluem os de Wald, de máxima verossimelhança e do multiplicador de Lagrange. A aplicação no presente trabalho utiliza o teste de Wald e estimação por Mínimos Quadrados Ordinários.

No que diz respeito à segunda particularidade do enfoque de Andrews, da endogeneidade da possível data de quebra estrutural, podem-se assumir duas alternativas. Na primeira, o pesquisador não tem nenhuma "prior" sobre a data de quebra. Na segunda, assume-se que tal quebra tenha ocorrido em um certo intervalo de tempo. O teste de Andrews é desenvolvido para o caso em que há apenas uma data de quebra, mas mostra-se também robusto quando há mais de uma data. Na presente aplicação, estamos interessados na modificação do COFINS implantada, na prática, a partir de Janeiro de 2004. Desta forma, assumiremos que a possível modificação dos parâmetros tenha ocorrido em uma "janela" ao redor desta data.

Um ponto importante a se observar, relativamente a este teste, é que a distribuição assintótica das estatísticas de teste é não padrão. Isto ocorre porque a determinação do parâmetro relativo à data de quebra apenas ocorre fora da hipótese nula de que não há quebra estrutural. Isto posto, há necessidade de utilizarem-se as tabelas de distribuição elaboradas por Andrews (1993) e (parcialmente) revistas em Andrews (2003).

O presente trabalho detém-se particularmente sobre a questão de robustez dos resultados. Para isto, primeiro, consideramos não apenas um modelo, mas uma gama deles. Isto reduz a possibilidade de se caracterizarem quebras estruturais quando, na verdade, o teste poderia estar a captar uma especificação incorreta do modelo, com possíveis vieses decorrentes da omissão de variáveis relevantes.

Segundo, trabalha-se com não apenas um índice de inflação, mas vários deles, considerando-se também as suas decomposições a um dígito.

Terceiro, a técnica utilizada, como já vimos, permite que se considere uma *incerteza* sobre a data da quebra estrutural, não correndo-se o erro, usual em testes desta natureza, de impor-se ao modelo uma data específica.

Não exporemos aqui os aspectos teóricos do enfoque desenvolvido por Andrews. Os interessados em detalhes técnicos devem ater-se ao artigo original deste autor. Para facilitar o entendimento do leitor menos interessado na parte técnica, fazemos abaixo uma pequena formalização da hipótese a ser testada. A exposição segue o texto original deste autor.

Considere um modelo paramétrico indexado pelos parâmetros (b, l) para $t = 1, 2, \dots$
A hipótese nula de interesse é dada por:

$H_0 : b_t = b_0$ para todo $t \geq 1$ para algum b_0 no espaço de parâmetros.

No caso de mudança estrutural de todos os parâmetros, não existe o vetor de parâmetros l destacado acima. No caso de mudança apenas de alguns dos parâmetros do modelo, l passa a representar aqueles parâmetros que não se modificam. Nos testes aqui realizados, os dois casos serão utilizados. Denote por T o tamanho da amostra e por pT a data de modificação dos parâmetros, com $p \in (0,1)$. A hipótese alternativa é então dada por:

$$H_{1T}(Tp) : b_t = \begin{cases} b_1(Tp), t = 1, \dots, Tp \\ b_2(Tp), t = Tp, \dots, T \end{cases}$$

onde, novamente, b_1 e b_2 pertencem ao espaço de parâmetros.

No caso, aqui, o parâmetro p , que apenas aparece fora da hipótese nula, não é conhecido. Testes de Wald construídos tomando-se p como um parâmetro não terão as suas propriedades assintóticas usuais. Isto posto, Andrews sugere a utilização do supremo de estatísticas de Wald (sup Wald), sendo este supremo tomado para $p \in P$, P um subconjunto considerado de $[0,1]$. No nosso caso, o subconjunto de $[0,1]$, P , deve ser tal que, para $p \in P$, e p aproximadamente no centro de P , pT tenda a coincidir com a data de Janeiro de 2004. Isto significará que estaremos considerando como datas prováveis de quebra aquelas anteriores e posteriores a Janeiro de 2004. O fato de p se situar aproximadamente no centro de P implica em assumir que a "janela" considerada em torno de Janeiro de 2004 tende a ser simétrica, não havendo qualquer "prior" sobre a quebra antes ser mais ou menos provável que a quebra após esta data.

A janela tomada pode ser, por exemplo, de seis meses antes e seis meses depois de Janeiro de 2004. A partir daí, calculamos a estatística de teste (Wald) para cada um dos meses incluídos na janela, ou seja, testamos a possibilidade de ocorrência de quebra estrutural em cada um dos períodos dentro da janela de tempo. Assim, para uma janela de seis meses ao redor da data de referência, calcularíamos 13 estatísticas de Wald. Feito isto, tomamos o maior dentre os valores calculados (daí advém o nome do teste, supremo de Wald) e o comparamos com os valores tabulados em Andrews (1993). Caso o supremo calculado seja relativamente grande (quando comparado à tabela de Andrews), rejeitamos a hipótese nula e concluímos que houve quebra estrutural. Caso contrário, não rejeitamos a hipótese nula e assumimos que não houve quebra.

Suponha, então, que concluamos que houve quebra estrutural. A partir de quando esta ocorreu? Ora, a partir da data em que a estatística de Wald assume valor máximo, ou seja, na data em que as estatísticas de Wald calculadas apresentaram o seu valor máximo.

Com relação à janela temporal ao redor da data de referência utilizamos, como sugerido acima, um intervalo de seis meses antes e seis meses depois de janeiro de 2004. Não há uma regra estabelecida para a escolha do tamanho da janela. Tal decisão deve estar baseada em alguma intuição econômica. Acreditamos que, se a alteração na regra de cobrança do PIS/COFINS provocou alguma mudança na dinâmica de inflação, esta deve ter

acontecido alguns meses antes ou depois da implementação da nova regra. Cremos não ser razoável admitir que os agentes econômicos esperassem um longo período para mudar suas políticas de remarcação de preços, bem como parece pouco provável que isto ocorreria muitos meses antes da vigência da nova regra, pela simples razão que não seria possível saber que haveria uma mudança na regra de cobrança do PIS/COFINS.

3. Operacionalizando o Teste de Andrews(1993)

Queremos testar se a alteração da regra do PIS/COFINS induziu mudanças no nível da inflação ou mudanças na dinâmica da inflação. Um modelo que inclui tanto *nível* quanto *dinâmica* é o modelo auto-regressivo. Tomemos aqui o modelo auto-regressivo mais simples possível, onde a inflação hoje seja função de uma constante e da taxa de inflação anterior:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (1)$$

Para que a média da inflação seja definida, requer-se que $|\beta_1| < 1$. Nesse caso, a inflação média é dada por $\frac{\beta_0}{1 - \beta_1}$, sendo que a dinâmica (ou a propagação) inflacionária se dá através do coeficiente β_1 .

Nesse modelo simples, testar se houve quebra estrutural no nível de inflação médio, ou na dinâmica da inflação, equivale a testar a hipótese nula de que os coeficientes β_0 e β_1 são constantes no tempo. Se confirmarmos a hipótese nula do teste, dizemos que não houve quebra estrutural. Caso contrário, dizemos que houve.

O modelo postulado acima não leva em conta interações entre inflação e outras variáveis que são potencialmente importantes para explicar seu comportamento. De forma a levar em conta essas potenciais interações, consideraremos abaixo alguns modelos mais elaborados, embora em nossa discussão sobre a operacionalização do teste voltemos a discutir o caso mais simples – a equação (1) acima – por questões de espaço apenas. Os modelos adicionais que vislumbramos são os seguintes:

$$\pi_t = \gamma_0 + \gamma_1 \pi_{t-1} + \gamma_2 \pi_{t-12} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\pi_t = \gamma_0 + \gamma_1 \pi_{t-1} + \gamma_2 \pi_{t-12} + \gamma_3 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\pi_t = \gamma_0 + \gamma_1 \pi_{t-1} + \gamma_2 \pi_{t-12} + \gamma_3 y_{t-1} + \gamma_4 (e_{t-6} - e_{t-12}) + \varepsilon_t \quad (4).$$

A equação (2) leva em conta a sazonalidade na taxa de inflação mensal, pois inclui a inflação defasada de 12 meses. Esse componente captaria qualquer tipo comportamento sistemático advindo de eventos ligados ao calendário. Os exemplos mais comuns são: reajustes de preços (ou custos, como salários, etc.) nos mesmos meses em todos os anos – ou *efeito calendário* e os efeitos de safra e entressafra nos preços para produtos agrícolas. A

equação (3), além de levar em conta a sazonalidade na taxa de inflação mensal, também leva em conta os efeitos da taxa de crescimento defasada da produção industrial (ou mesmo o hiato da produção industrial, usando um filtro HP). A equação (4), além de levar em conta a sazonalidade na taxa de inflação mensal e os efeitos da taxa de crescimento defasada da produção industrial (ou do hiato), também considera os efeitos do crescimento defasado do câmbio nos últimos seis meses. Todos esses modelos oferecem *controles adicionais* na determinação do nível da taxa da inflação e na sua dinâmica.

Voltando à equação (1) acima, nosso intuito é verificar se a alteração na regra de cobrança do PIS/COFINS provocou alguma alteração nos coeficientes β_0, β_1 . Usaremos a hipótese nula de que não houve quebra estrutural, ou seja, assumimos como ponto de partida que a alteração no PIS/COFINS não provocou nenhuma mudança no valor dos coeficientes β_0, β_1 . Caso o teste do sup Wald nos leve a rejeitar a hipótese nula, concluiremos que os referidos coeficientes tiveram seus valores alterados a partir da data associada ao valor calculado para o supremo de Wald.

Para estimar os coeficientes, utilizamos o método dos mínimos quadrados ordinários, tomando observações desde janeiro de 1995 até dezembro de 2005. Conforme já dito, nós testamos a existência de quebra estrutural em cada um dos períodos incluídos na janela temporal ao redor da data de referência. Para tanto, usamos variáveis dummies. Vamos explicar este ponto. No caso do PIS/COFINS, adotamos uma janela de seis meses ao redor de janeiro de 2004. Ou seja, assumimos que, se alguma quebra ocorreu, esta deve ter sido entre julho de 2003 e julho de 2004, inclusive. Logo, precisamos calcular uma estatística de Wald para cada uma destas datas e avaliarmos a maior delas. Mas estatística de Wald em relação ao que? Aqui entra o papel das variáveis *dummies*.

O primeiro passo é testar se houve quebra em julho de 2003. Neste caso, a equação de regressão é escrita como:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \gamma_0 d + \gamma_1 d \pi_{t-1} + \varepsilon_t$$

Aqui, d representa a variável dummy, a qual assume somente os valores 0 ou 1. Para avaliarmos a possibilidade de quebra em julho de 2003, utilizamos d com valores 0 desde janeiro de 1995 até junho de 2003 e com valores 1 desde julho de 2003 até dezembro de 2005. Com base nisto, rodamos a regressão (2) e obtemos os coeficientes $\beta_0, \beta_1, \gamma_0, \gamma_1$. Obtida a regressão, calculamos uma estatística de Wald com a hipótese nula de que $\gamma_0 = \gamma_1 = 0$ (se isto for verdade, então não há quebra estrutural). Note que esta hipótese nula é conjunta, pois igualamos a zero não apenas um, mas dois coeficientes.

O segundo passo é testar se a quebra ocorreu em agosto de 2003, ao invés de julho. Para tanto, rodamos a mesma regressão (2), só que, agora, a variável *dummy* d assume valores 0 desde janeiro de 1995 até julho de 2003 e valores 1 a partir de agosto de 2003 até dezembro de 2005. De resto, repetimos o mesmo procedimento anterior. Rodamos a regressão e testamos a hipótese nula $\gamma_0 = \gamma_1 = 0$, calculando uma nova estatística de Wald.

O terceiro passo é exatamente igual aos anteriores, apenas que, agora, a dummy assume valores 0 até agosto de 2003 e valores 1 a partir de setembro do mesmo ano. Novamente fazemos um teste de Wald e obtemos uma terceira estatística. No presente trabalho, este passo é feito 13 vezes. Na última rodada, avaliaremos a possibilidade de que a quebra estrutural tenha ocorrido em julho de 2004. Portanto, no último estágio, rodaremos a regressão (2) com a dummy d assumindo valores 0 até junho de 2004 e 1 a partir de julho de 2004.

Ao final deste processo, obteremos 13 estatísticas de Wald. O programa reportará qual delas tem o maior valor e quando este ocorreu. O passo subsequente é comparar a maior estatística de Wald com o valor que consta na tabela provida por Andrews (1993). Se o valor tabulado de interesse for menor do que o valor observado, rejeitamos a hipótese nula de que não houve quebra estrutural (ou seja, rejeitamos a hipótese nula de que $\gamma_0 = \gamma_1 = 0$) e concluímos que houve uma mudança na dinâmica da taxa de inflação. Isto teria se dado na data associada à maior estatística de Wald.

Caso não rejeitemos a hipótese nula (o que ocorre quando o sup Wald calculado for relativamente pequeno), a taxa de inflação é dada pela equação (1). Caso contrário, estimamos as regressões (2), (3) e (4).

O programa que escrevemos para operacionalizar esta pesquisa gera um parâmetro o qual chamamos de Lambda. Este parâmetro é utilizado para obtermos os valores críticos contra os quais iremos comparar nosso sup Wald calculado. A tabela disposta em Andrews (1993) apresenta valores de Lambda e respectivos valores críticos para a estatística de teste. Grosso modo, o valor deste parâmetro depende do número de observações na amostra e do tamanho da janela temporal.

O problema é que, para um dado estudo qualquer, o Lambda obtido deve diferir em relação a qualquer valor de Lambda disposto na tabela de Andrews e, dessa forma, não temos como usar a referida tabela para encontrarmos os valores críticos. Este problema foi solucionado por interpolação. O valor de Lambda que o nosso programa fornece está, em geral, entre 2 valores de Lambda tabulados por Andrews. Para cada Lambda tabulado, há um valor crítico associado para a estatística de teste. Como nosso Lambda está entre 2 Lambdas tabulados, é natural concluirmos que o valor crítico que nos interessa estará entre os dois valores críticos tabulados. Para a interpolação, usamos uma média ponderada.

Seja L o valor do Lambda o qual nosso programa calculou. Seja X o valor do Lambda tabulado imediatamente maior do que L , e Y o valor do Lambda tabulado imediatamente menor do que L . Defina $Z(X)$ o valor crítico da estatística de teste associado a X e $Z(Y)$ o valor crítico associado a Y . Neste caso, o valor crítico associado a L , o qual nos interessa, é dado por $Z(L)$, de acordo com a seguinte fórmula:

$$Z(L) = \alpha Z(X) + (1 - \alpha) Z(Y)$$

No caso, α é dado por:

$$\alpha = \frac{L - Y}{X - Y}$$

É preciso ter muito cuidado quando do computo deste valor crítico $Z(L)$. É contra ele que iremos comparar o sup Wald e determinar se houve ou não quebra estrutural.

Em estágios posteriores, incluímos outras variáveis as quais podem ter algum efeito sobre a inflação. Por exemplo, adicionamos a inflação defasada em 12 meses como uma das variáveis explicativas. O objetivo desta medida é tentar captar algum efeito de sazonalidade na taxa de inflação. Posteriormente, incluímos a produção industrial como um novo regressor, a fim de captar efeitos de demanda sobre a taxa de inflação. Na sequência, introduzimos a variação no câmbio, cujo papel era captar efeitos do encarecimento ou barateamento de importações sobre os preços domésticos.

É importante destacarmos que a inclusão de novos regressores não altera a estrutura de teste. O padrão é exatamente o mesmo; testa-se a mudança nos mesmos coeficientes do caso original. A interpretação dos resultados também permanece inalterada.

4. Dados Utilizados

Os dados das séries IGP-M, IPC-M INCC-M e IPA-M foram todos retirados do site IPEADATA. Já os dados do IPCA e sub-índices foram obtidos junto ao IBGE.

Algumas séries relacionadas ao IPCA sofreram mudanças a partir de agosto de 1999. A série 2101 que era chamada de “Habitação” em janeiro de 1995, passou a ser denominada “Aluguel e Taxas” a partir de agosto de 1999. Dado que o código permaneceu 2101, consideramos como sendo a mesma série e a tratamos como “Habitação” até o fim. Isto ocorreu com diversas séries, por isso disponibilizamos a tabela abaixo, a qual explicita todos os casos.

Janeiro de 1995	Agosto de 1999
Habitação (2101)	Aluguel e Taxas (2101)
TV e Som (3202)	TV, Som e Informática (3202)
Jóias e Relógios (4301)	Jóias e Bijuterias (4301)
Combustíveis (5104)	Combustíveis Veículos (5104)
Atendimento (6201)	Serviços Médicos e Dentários (6201)
Serviços Médicos (6202)	Serviços Laboratoriais e Hospitalares (6202)
Leitura (7302)	Leitura (8102)

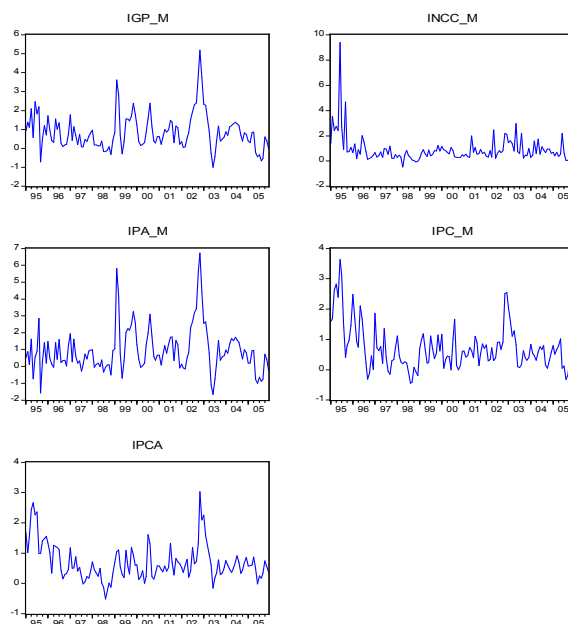
As séries Educação (7301) e Comunicações (5201) terminam em julho de 1999; elas foram descartadas. O código da série Leitura mudou, mas seu nome permaneceu

o mesmo. Na dúvida, tratamos como uma única série, mas este é um ponto a ser esclarecido.

As séries de produção industrial e câmbio também foram extraídas do site IPEADATA. Com relação à produção industrial, primeiro tomamos o log natural. Depois, com a série de log natural em mãos, utilizamos o e-views para gerar a série transformada pelo filtro HP. Finalmente, construímos a série de “gap” usando a diferença entre o log natural da série original e a transformação HP do log natural da série original.

A seguir apresentamos os gráficos das séries de inflação. Uma rápida inspeção visual não nos permite identificar quebras na maioria das séries investigadas. A exceção fica por conta da série da inflação medida nos planos de saúde. Em primeiro lugar, nota-se que a série “*Plano de Saúde*” tem um comportamento sazonal marcante – efeito calendário – possivelmente consequência do fato de que os reajustes de preço se dão sempre no mesmo mês a cada ano⁵. Ora, esse comportamento pode ser modelado usando-se as equações (2) a (4), que contêm um componente sazonal para a inflação, não se constituindo em nenhum problema.

Em segundo lugar, e muito mais preocupante, não é claro que se observa reversão à média para a série “*Plano de Saúde*”, especialmente para a parte final da amostra. Em que pese o fato de que temos uma amostra reduzida para esse componente da inflação, sua média parece estar aumentando ao longo do tempo, o que é característico de quebra estrutural com aumento do termo $\frac{\beta_0}{1-\beta_1}$, quer por aumento de β_0 ou redução de β_1 . Após essas considerações visuais, nosso próximo passo é aplicar o teste estatístico para verificar a existência de quebras estruturais.

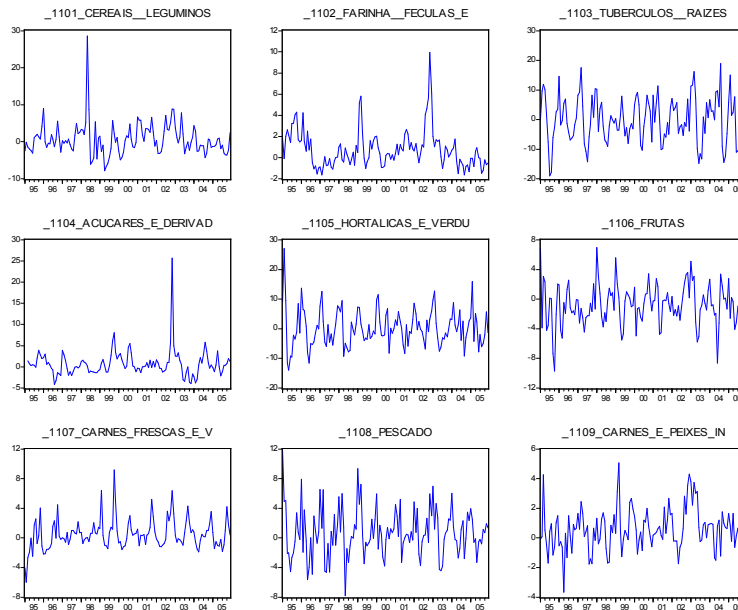


28 de julho de 2006

EPGE - FGV

9

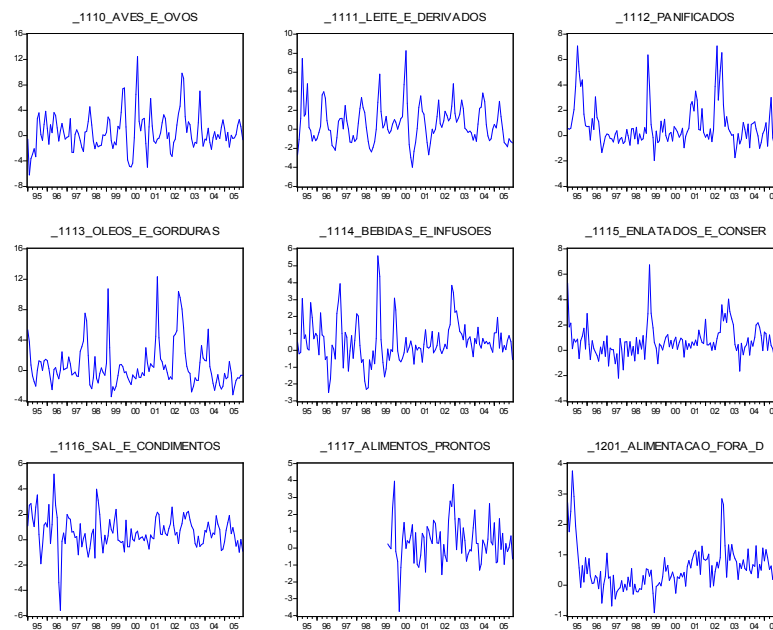
⁵ Note que há várias outras séries que também têm componente sazonal marcante.



28 de julho de 2006

EPGE - FGV

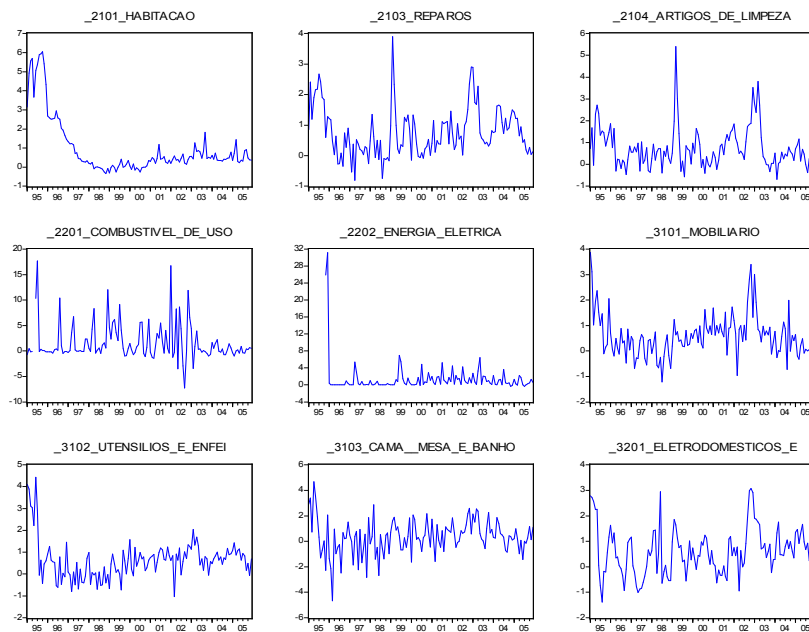
10



28 de julho de 2006

EPGE - FGV

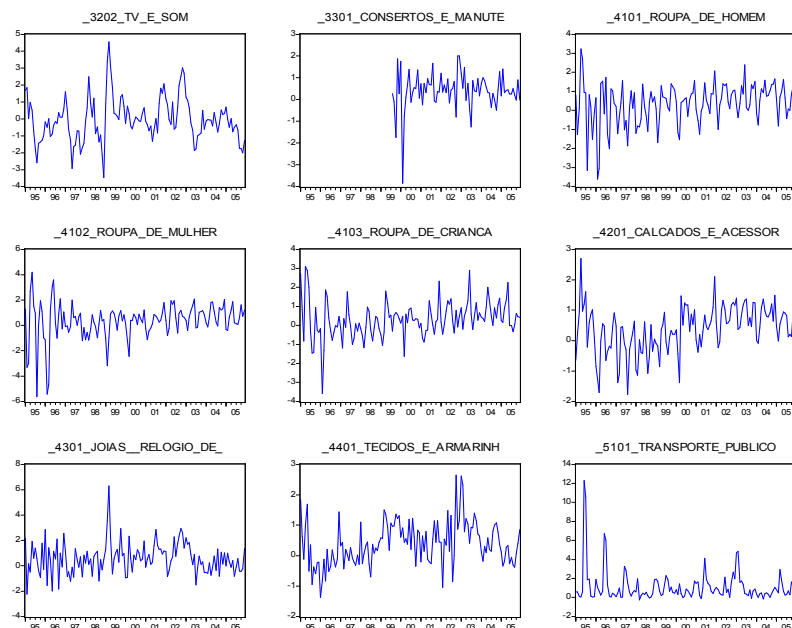
11



28 de julho de 2006

EPGE - FGV

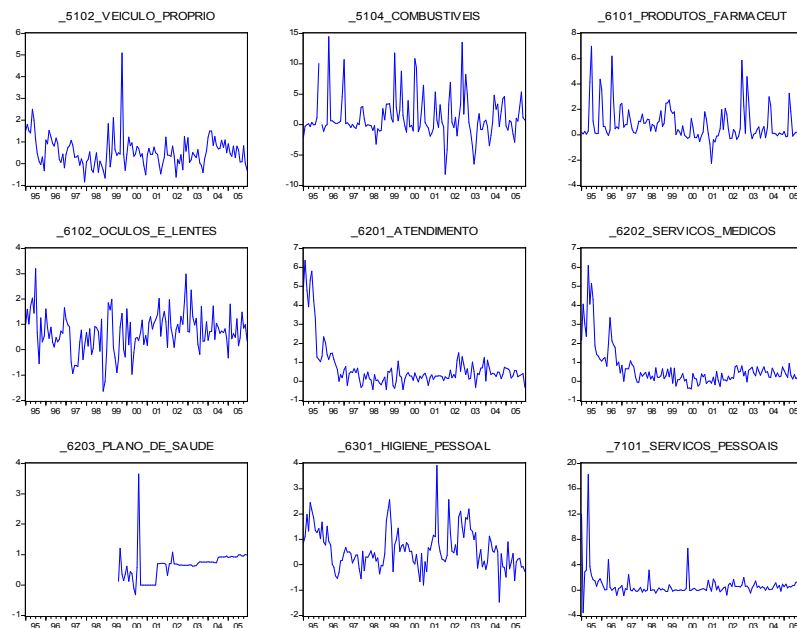
12



28 de julho de 2006

EPGE - FGV

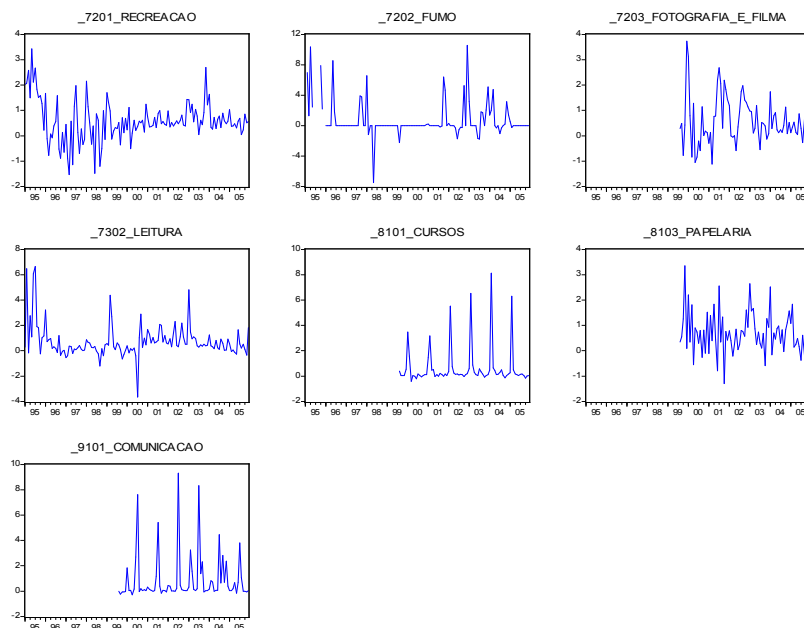
13



28 de julho de 2006

EPGE - FGV

14



28 de julho de 2006

EPGE - FGV

15

5. Resultados Empíricos

Os resultados dos testes estão tabulados no Apêndice desse artigo. O primeiro passo é definir uma janela de teste, que pode ser simétrica ou não. Aqui, consideramos uma janela simétrica de 6 meses para frente e para trás. Após a definição dessa janela, calcula-se o teste de wald para cada ponto possível de quebra dentro da janela. De posse das estatísticas de wald, computa-se seu *supremo* na janela – a chamada *sup wald*. Compara-se o valor do teste *sup wald* com os valores críticos tabulados por Andrews(1993).

Percebe-se que o teste empregado não assume a existência de um ponto de quebra estrutural conhecido. Portanto, considera-se uma janela com possíveis datas de quebra. O procedimento estatístico, portanto, testa a hipótese nula de não existência de quebra estrutural. Se tal hipótese é rejeitada, então o programa estima a data onde a quebra ocorreu.

Para evitar que rejeitemos a nula simplesmente porque o modelo usado não é geral o suficiente, i.e., quando este omite inter-relações importantes, usamos os modelos econométricos listados nas equações (1), (2), (3) e (4) acima. Logo, a análise foi conduzida, adicionando cumulativamente ao modelo AR(1), o termo de sazonalidade, a variação da produção industrial e, finalmente, o do câmbio. Os resultados encontram-se nas Tabelas do Apêndice, onde cada coluna corresponde a um modelo, cada linha a um sub-índice de inflação, sendo que a tabela reporta a estatística *sup wald*. A notação (*),(**), e (***) significa que a hipótese nula é rejeitada à 10, 5, e 1% respectivamente. Quando observamos (*),(**), ou (***), concluímos que houve quebra estrutural do modelo estimado para uma determinada inflação listada na tabela.

Consultadas as tabelas no Apêndice, notamos que os resultados, em geral, não apontam nenhuma quebra estrutural, com raras exceções que listamos a seguir:

1. O sub-índice de *Habitação* apresenta quebra estrutural apenas quando se estima a equação (1), ao nível de significância de 5%. Não há evidência de quebra para as outras equações.
2. O sub-índice de *Combustíveis de Uso Doméstico* apresenta quebra estrutural para a equação (1) a 5%, para a equação (2) a 10%, e para a equação (3) a 10%. Não há evidência de quebra estrutural para a equação (4).
3. O sub-índice de *Plano de Saúde* apresenta quebra estrutural em todas as equações (de (1) a (4)). Para as equações de (2) a (4), ao nível de significância de 5%, e para a equação (1), ao nível de significância de 1%.

Ao que tudo indica, com relação aos sub-índices de *Habitação* e *Combustíveis de Uso Doméstico*, a evidência de quebra não resiste à adoção de modelos mais elaborados, e é apenas ligada aos modelos mais simples. Por exemplo, para *Habitação*, apenas “controlando” para a sazonalidade da inflação elimina a evidência de quebra, o que sugere que havia um problema de variável omitida na regressão. O mesmo ocorre para *Combustíveis de Uso Doméstico* quando incluímos as variações do câmbio, sugerindo que não podemos omitir as flutuações cambiais nesse caso.

De fato, o único sub-índice que apresenta quebra em todos os casos é *Plano de Saúde*. Note que aqui controlamos para vários fatores de mudança plausíveis: *o efeito calendário*, controlando para a sazonalidade, as flutuações da produção industrial, e as do câmbio. Isso foi feito de forma cumulativa, como explícito nas equações de (1) a (4) acima. A data estimada da quebra para *Plano de Saúde* foi março de 2004 (dois meses depois da promulgação oficial da mudança na legislação). Esta diferença entre a data oficial de mudança da lei e data onde a quebra ocorreu é a característica principal da nossa metodologia. Devido à existência de contratos, as operadoras de plano de saúde não poderiam repassar os aumentos de custos imediatamente para os consumidores. Mesmo nesse caso, devemos ter alguma cautela na interpretação dos resultados no Apêndice, pois houve mudanças no marco regulatório dos planos de saúde num período vizinho à mudança de regra na cobrança do PIS/COFINS.

Mais importante que a análise dos sub-índices, os resultados com os dados agregados não apontam nenhuma quebra. Portanto, além de não haver nenhuma evidência de quebra para a quase totalidade dos sub-índices, também não encontramos efeitos agregados da mudança do PIS/COFINS. Nesse caso, nosso estudo conclui que a mudança ocorrida na legislação do PIS/COFINS em janeiro/Janeiro de 2004 não provocou quebras estruturais nas séries de inflação dos índices agregados de preço: IPCA e IGPM.

6. Conclusão

Esse estudo é testa se a mudança na legislação do PIS/COFINS, consequência da lei nº 10.833 de 2004, provocou *quebras estruturais* na dinâmica da inflação no Brasil, ou mesmo se teve algum efeito sobre o nível da inflação. Ademais, em se constatando a existência desses efeitos, pergunta-se quando ocorreu esta quebra de comportamento. Para testar a referida hipótese, usamos técnicas econométricas bem estabelecidas, cujo objetivo central é investigar se determinados parâmetros de modelos econométricos são ou não constantes no tempo. A partir da estimativa desses modelos, pergunta-se se os parâmetros associados a estes são ou não constantes ao longo do tempo, usando a notória técnica de Andrews(1993). De forma a aumentar a abrangência de nossa investigação, usamos não só os índices agregados de inflação do IGP e IPC, mas também algumas de suas respectivas sub-divisões a um dígito.

Podemos resumir nossas conclusões no seguinte. Para os índices agregados de preço – IGP e IPC – não encontramos nenhuma evidência de quebra estrutural, quer no nível, quer na dinâmica da inflação. Para os sub-índices de inflação, encontramos, de forma geral, quase nenhuma evidência de quebra estrutural. A única exceção parece ser para o sub-índice de *Plano de Saúde*. Mesmo nesse caso, dado que houve várias mudanças no marco regulatório, não podemos afirmar com certeza se a quebra se deu devido a este fato ou à mudança na cobrança da PIS/COFINS.

De qualquer forma, vale investigar quando se deram as mudanças no marco regulatório. Segundo Malta et alli(2004), “A expansão da Saúde Suplementar nas últimas décadas foi significativa, colocando na agenda governamental a necessidade do

estabelecimento de um ordenamento jurídico legal para o setor, que incorporasse a regulamentação desse mercado privado e a definição das suas responsabilidades. Essa regulamentação iniciou-se em 1998, mediante a lei 9.656/98 e aprofundou-se com a lei 9.661/00, que criou a Agência Nacional de Saúde Suplementar, mas ainda existe um grande percurso na sua consolidação.” Como notamos em seções anteriores, observando a série de inflação de *Plano de Saúde*, nota-se que seu referido aumento de média se dá a partir de 2000. Em que pese o fato de termos encontrado quebra em março de 2004 nos nossos testes, é possível que parte do comportamento não-estacionário da série esteja ligado a eventos bem anteriores à mudança de cobrança do PIS/COFINS, algo que talvez mereça investigação mais profunda, que pode ser não trivial de ser implementada e foge ao escopo do presente trabalho.

Referências Bibliográficas

- ALVES, Yann L B, da Silva Napoleão L. C. e Tourinho, Otavio A. F. (2004) "O Impacto da Reforma Tributária na Economia Brasileira: Uma Análise Com O Modelo Cge". Mimeo IPEA.
- ANDREWS, Donald W.K. (1993), “Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point”, *Econometrica*, Vol. 61, No. 4, pp. 821 – 856.
- ANDREWS, Donald W.K. (2003), “Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point: A Corrigendum”, *Econometrica*, Vol. 71, No. 1, pp. 393 – 397.
- CHOW, Gregory C. (1960). "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions". *Econometrica* **28(3)**: 591-605.
- COELHO, Alexanre M. e Cury, Samir (2005) "Impactos Econômicos das Mudanças do PIS-COFINS Utilizando um Modelo de Equilíbrio Geral Computável". Mimeo, FGV-SP
- HANSEN, Lars P. (1982). "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators". *Econometrica*, Vol. 50, No. 4 (Jul., 1982), pp. 1029-1054
- KUME, H. Mudanças na Cofins e no PIS/Pasep e a estrutura de incentivos à produção doméstica. IPEA, jun. 2004, mimeo.
- MALTA, Deborah Carvalho, CECILIO, Luiz Carlos de Oliveira, MERHY, Emerson Elias, *et al.* Perspectives of the regulation in the health insurance face the model assistance. *Ciência e Saúde Coletiva*, 2004, vol. 9, no. 2, pp. 433-444.
- SOARES, Ilton G.; Ivan Castelar – Econometria Aplicada com o Uso do Eviews – (2003).

Apêndice: Tabelas com Resultados dos Testes sup Wald

Séries a partir de 01/1995	Wald Máximo Modelo AR1	Wald Máximo Modelo AR12	Wald Máximo Modelo PI	Wald Máximo Modelo Câmbio
INCC-M	1,93	0,83	0,79	1,67
IPA-M	0,83	0,93	0,99	2,86
IPC-M	1,04	0,72	0,77	0,18
IGP-M	0,86	0,86	0,87	2,55
IPCA	1,41	0,53	0,54	0,40

28 de julho de 2006 EPGE - FGV 19

Séries a partir de 01/1995	Wald Máximo Modelo AR1	Wald Máximo Modelo AR12	Wald Máximo Modelo PI	Wald Máximo Modelo Câmbio
1101, Cereais, leguminosas e oleaginosas	2,31	2,89	2,88	3,13
1102, Farinha, féculas e massas	3,43	3,91	4,00	6,04
1103, Tubérculos, raízes e legumes	0,49	0,35	0,43	0,31
1105, Hortaliças e verduras	1,11	0,91	1,19	1,17
1106, Frutas	0,41	1,03	1,20	1,46
1107, Carnes frescas e vísceras	0,16	0,56	0,65	0,43
1108, Pescado	0,50	0,39	0,39	0,39

28 de julho de 2006 EPGE - FGV 20

Séries a partir de 01/1995	<u>Wald Máximo Modelo AR1</u>	<u>Wald Máximo Modelo AR12</u>	<u>Wald Máximo Modelo PI</u>	<u>Wald Máximo Modelo Câmbio</u>
1109,Carnes e peixes industrializados	2,41	3,00	2,99	3,25
1110,Aves e ovos	2,37	2,56	3,08	3,75
1111,Leite e derivados	0,81	0,70	0,49	0,38
1112,Panificados	2,09	1,60	1,66	3,23
1113,Óleos e gorduras	4,54	3,87	3,73	6,16
1114,Bebidas e infusões	2,35	2,73	3,51	3,50
1115,Enlatados e conservas	0,50	0,69	0,49	0,42

28 de julho de 2006

EPGE - FGV

21

Séries a partir de 01/1995	<u>Wald Máximo Modelo AR1</u>	<u>Wald Máximo Modelo AR12</u>	<u>Wald Máximo Modelo PI</u>	<u>Wald Máximo Modelo Câmbio</u>
1116,Sal e condimentos	0,80	0,70	0,66	0,44
1201,Alimentação fora do domicílio	4,01	3,47	3,34	5,24
2101,Habitacão (out 2003)	9,60 **	5,36	5,37	5,05
2103,Reparos	0,44	1,00	1,06	1,46
2104,Artigos de limpeza	2,57	2,03	2,42	1,98
3101,Mobiliário	3,35	3,32	3,69	3,68
3102,Utensílios e enfeites	1,00	2,14	2,52	8,82 ** (set 2003)

28 de julho de 2006

EPGE - FGV

22

Séries a partir de 01/1995	<u>Wald Máximo Modelo AR1</u>	<u>Wald Máximo Modelo AR12</u>	<u>Wald Máximo Modelo PI</u>	<u>Wald Máximo Modelo Câmbio</u>
3103,Cama, mesa e banho	0,28	0,28	0,35	0,58
3201,Eletrodomésticos e equipamentos	0,69	0,57	0,75	0,60
3202,TV e som	0,43	0,70	0,66	1,35
4101,Roupa de homem	1,98	0,31	0,36	2,53
4102,Roupa de mulher	1,93	1,41	1,70	3,04
4103,Roupa de criança	1,45	1,14	1,02	3,88
4201,Calçados e acessórios	1,56	0,61	0,80	2,79

28 de julho de 2006

EPGE - FGV

23

Séries a partir de 01/1995	<u>Wald Máximo Modelo AR1</u>	<u>Wald Máximo Modelo AR12</u>	<u>Wald Máximo Modelo PI</u>	<u>Wald Máximo Modelo Câmbio</u>
4301,Jóias, relógio de pulso	5,15	5,14	5,04	4,84
4401,Tecidos e armarinho	1,55	1,65	1,64	2,40
5101,Transporte público	1,48	0,72	0,71	0,67
5102,Veículo próprio	0,88	2,22	1,88	2,27
6101,Produtos farmacêuticos	0,88	0,98	0,85	2,27
6102,Óculos e Lentes	5,66	5,70	5,75	5,86
6201,Atendimento	4,80	1,05	1,13	1,02

28 de julho de 2006

EPGE - FGV

24

Séries a partir de 01/1995	<u>Wald Máximo Modelo AR1</u>	<u>Wald Máximo Modelo AR12</u>	<u>Wald Máximo Modelo PI</u>	<u>Wald Máximo Modelo Câmbio</u>
6202, Serviços médicos	2,71	0,15	0,14	0,43
6301, Higiene pessoal	4,79	4,78	4,36	3,71
7101, Serviços pessoais	0,26	2,74	2,72	3,03
7201, Recreação	2,85	1,24	1,33	1,95
7302, Leitura	2,60	1,82	1,52	1,57

28 de julho de 2006 EPGE - FGV 25

Séries a partir de 01/1996	<u>Wald Máximo Modelo AR1</u>	<u>Wald Máximo Modelo AR12</u>	<u>Wald Máximo Modelo PI</u>	<u>Wald Máximo Modelo Câmbio</u>
1104, Açúcares e derivados	0,63	0,88	0,77	0,84
2201, Combustível de uso doméstico	8,69 ** (maio 2004)	7,25 * (julho 2003)	7,17 * (julho 2003)	6,87
2202, Energia elétrica	1,11	2,28	2,23	0,77
5104, Combustíveis	0,83	0,46	0,43	0,64
7202, Fumo	0,73	1,05	1,36	1,78

28 de julho de 2006 EPGE - FGV 26

Séries a partir de 08/1999	<u>Wald Máximo Modelo AR1</u>	<u>Wald Máximo Modelo AR12</u>	<u>Wald Máximo Modelo PI</u>	<u>Wald Máximo Modelo Câmbio</u>	
8101,Cursos	0,36	3,08	2,97	3,43	
8103,Papelaria	3,18	2,79	2,60	2,43	
9101,Comunicação	0,22	1,96	1,92	1,06	
1117,Alimentos prontos	1,80	1,85	2,27	2,07	
6203,Plano de saúde	14,50 *** (set 2003)	11,79 ** (set 2003)	11,25 ** (set 2003)	9,28 ** (março 2004)	
3301,Consertos e manutenção	0,25	1,79	1,79	2,82	
7203,Fotografia e filmagem	4,16	5,66	5,16	6,00	

28 de julho de 2006

EPGE - FGV

27